

東洋大学学術情報リポジトリ Toyo University Repository for Academic Resources

自己肯定化が健康リスク情報の受容に及ぼす効果に関する追試的研究

著者	下田 俊介
著者別名	Shunsuke SHIMODA
雑誌名	東洋大学人間科学総合研究所紀要
巻	21
ページ	117-131
発行年	2019-03
URL	http://id.nii.ac.jp/1060/00010906/

自己肯定化が健康リスク情報の受容に及ぼす 効果に関する追試的研究

下田 俊介*

喫煙、過度の飲酒、さらには薬物摂取など、健康リスク行動を行っている人々に対して、そうした行動が健康に及ぼすリスクを説明し（健康リスク情報の提示）、行動の改善を促す試みが行政機関の健康キャンペーン等で行われている。WHOのたばこ規制枠組み条約の制定によって行われた、たばこの包装や関連商品に表示された健康に関する警告は、その例の1つである。こうした試みは、喫煙者に禁煙行動を促すなど、個人の健康維持に一定の成果を挙げていると考えられる。

しかし、過度に健康リスク行動を行っている人々は、当該の健康リスク情報が提示された際、その内容の信憑性や自分自身との関連性を低く評価するなど、情報を受容し難い傾向があることも指摘されている（e.g., Janis & Terwilliger, 1962; Kunda, 1987; Liberman & Chaiken, 1992）。例えば、Kunda (1987, study 3) や Liberman & Chaiken (1992) は、カフェインの摂取が乳がんの発症と関連するという内容について記載された（架空の）記事を提示し、その記事内容について評定を求めた結果、普段からカフェイン飲料をよく飲んでいる女性は、普段からカフェイン飲料をあまり飲んでいない女性や男性と比べ、その記事内容の信憑性を低く評価することが示されている。また、性感染症（AIDS）のリスクに関する教育ビデオを提示した研究（Kunda, 1987, study 2）でも同様に、性感染症のリスクのある性行為を行っている人ほど、そのリスクと自分との関連性を過小評価しやすく、行動改善につながり難いことが示されている。

このような問題に関する生起プロセスや対処方法については、認知、社会、健康心理学などの観点から検討が行われ、様々な知見が得られてきた。例えば、認知的不協和理論（Festinger, 1957 末永訳 1965）や防護動機理論（Rogers & Prentice-Dunn, 1997）など、態度変容に関連する理論から健康リスク情報の受容プロセスについて検討が行われている。しかし、個人の健康という非常に重要なテーマであるという点を考慮すると、さらに様々な観点から検討し、知見を蓄積していくことも必要であると考えられる。

本研究では、このような健康リスク情報が受容され難い傾向やその改善方法について、社会心理学

* 人間科学総合研究所客員研究員

の中でも、自己肯定化理論 (Sherman & Cohen, 2006; Steele, 1988) に基づき、自己価値の維持、防衛への動機づけの観点から検討を行った研究 (e.g., Armitage, Harris, Hepton, & Napper, 2008; Harris & Napper, 2005; Reed & Aspinwall, 1998; Sherman, Nelson, & Steele, 2000; for reviews, see Harris & Epton, 2009, 2010) に着目する。自己肯定化理論によれば、人は、「自分自身が社会に適応した価値のある人間である」という全般的な自己価値 (self-integrity) の感覚¹⁾を維持したいという動機づけを持つ。また、この全般的な自己価値の感覚は、個人が重視する様々な側面 (e.g., 特定の能力、特性、価値観) に関する自己価値 (自己概念や自己イメージ) によって構成されている (cf. Sherman & Cohen, 2006, p. 188)。そのため、個人が重視する特定の側面の自己価値に脅威を及ぼすような出来事は、全般的な自己価値の感覚の低下を導く。故に、特定の側面の自己価値に脅威を及ぼす出来事に直面した場合、人は全般的な自己価値の感覚を維持、回復しようと様々な自己防衛反応を示すのである。例えば、重要な課題の失敗のような自己価値に脅威を及ぼす状況に直面した場合、その課題の重要性を低く見積もったり (e.g., Tesser, 1988)、当該の脅威と関連する課題の遂行において自分よりも劣った他者に注目したり、積極的に他者を低く評価する (e.g., Gibbons & Gerrard, 1991; Gibbons & McCoy, 1991) ことで、全般的な自己価値の感覚を維持、回復しようとするのが明らかにされている。

この理論に基づけば、過度に健康リスク行動を行っている人が当該の健康リスク情報を受容し難い傾向についても、全般的な自己価値の感覚を維持、防衛するための自己防衛反応であると解釈できる。すなわち、過度に健康リスク行動を行っている人にとって、健康リスク情報は、自分自身が不適応な行為を行っているという認識を高めるため、全般的な自己価値の感覚に脅威を及ぼすものとなる。このとき、その情報を受け入れ、健康リスク行動を抑制するなどの行動改善に結びつけることで、全般的な自己価値の感覚を維持、回復しようとするのであれば、それは個人の健康維持という点においても望ましい結果となる。しかし、多くの場合、過度に健康リスク行動を行っている人は、健康リスク情報の信憑性や自分自身との関連性を低く評価するなど、情報を受容しないことで全般的な自己価値の感覚を維持、防衛する傾向がある。そのため、健康リスク情報が提示されても、当該の健康リスク行動の改善が示され難いと考えられている (Sherman & Cohen, 2006)。

では、過度に健康リスク行動を行っている人に対して、健康リスク情報が受容され難い傾向を抑え、行動改善に導くにはどのようにすればよいのであろうか。自己肯定化理論によれば、このような不適応な自己防衛反応を低減する方法として、自己肯定化が有効であるとされる。自己肯定化とは、「当該の脅威とは関連しない個人の重要な側面や価値について熟慮したり、それらを顕現化させるような活動に従事したりすること」 (Sherman & Cohen, 2006, p.186) を指す。上述したように、全般的な自己価値の感覚は、個人が重視する様々な自己価値によって構成された包括的な感覚である。そして、この全般的な自己価値の感覚を構成するシステム (self-system) は、柔軟な性質を持っているとされる。すなわち、このシステムでは、個人の特定の側面の自己価値を維持することよりも、全般的な自己価値の感覚を維持することに焦点を置いているため、ある側面の自己価値が脅威にさらされた

としても、他の側面の自己価値を肯定化（自己肯定化）することで、全般的な自己価値の感覚を維持、回復することが可能であると考えられている。そのため、自己肯定化は、特定の自己価値への脅威に対する自己防衛反応を低減するのである。

自己肯定化は、様々な自己防衛反応を低減する方法として、その有効性が確認されてきたが（e.g., Fein & Spencer, 1997 ; Tesser & Cornell, 1991, for reviews, see Cohen & Sherman, 2014 ; McQueen & Klein, 2006 ; Sherman & Cohen, 2006）、近年、健康リスク情報に対する自己防衛反応も低減することが多くの研究で実証されてきている（e.g., Armitage et al., 2008 ; Harris & Napper, 2005 ; Reed & Aspinwall, 1998 ; Sherman et al., 2000 ; for reviews, see Harris & Epton, 2009, 2010）。例えば、Sherman et al. (2000) は、上述した Kunda (1987, study 3) や Liberman & Chaiken (1992) の研究をもとに、自己肯定化の効果を検証した。彼らは、普段コーヒーを多く飲む、または、全く飲まない女子大学生に、カフェイン摂取と乳がんの発症との関連が記載された記事を読ませた後、自己肯定化の操作を行った。自己肯定化の操作として、まず、一般的に価値があると考えられる特性や能力に関する領域（以降、「自己価値関連領域」とする）のリスト（e.g., 対人関係、知的能力）を実験参加者に提示し、その領域について自己にとって個人的に価値があると思う順に順位づけさせた。そして、自己肯定化あり条件の実験参加者には、1 位をつけた領域について、その順位をつけた理由を記述するように求めた。一方、自己肯定化なし条件の参加者には、最も低い順位をつけた領域についてその順位をつけた理由を記述するように求めた。このように、自己肯定化あり条件の参加者には、自分にとって価値のある領域について考えさせることで、自己価値を確認する機会を与えた。その後、事前に読ませたカフェイン摂取と乳がんの発症に関する記事に対して意見を求めた。具体的には、「記事の内容に同意する程度」、「記事を読んで、個人的にカフェインの摂取量を減らそうと思った程度」などに回答を求め、それらを「記事内容を受容した程度」の指標とした。その結果、自己肯定化なし条件では、コーヒーを全く飲まない実験参加者と比べ、コーヒーを多く飲む実験参加者は、記事内容を受容する程度が有意に低いことが示された。この結果は、コーヒーを多く飲む実験参加者にとっては、カフェイン摂取が健康を害するという情報が、自己価値の感覚に脅威を及ぼすため、その情報を受容しないことで、全般的な自己価値の感覚を維持、防衛しようとしたことを示唆している。さらに、自己肯定化あり条件では、自己肯定化なし条件と比べ、コーヒーを多く飲む実験参加者の記事内容を受容する程度が有意に高いことが示された。この結果は、コーヒーを多く飲む実験参加者は、自己肯定化したことで、全般的な自己価値の感覚を回復することができたため、記事内容を受容する傾向が高まったことを示唆している。このような自己肯定化が健康リスク情報の受容に及ぼす効果は他にも、喫煙（e.g., DiBello, Neighbors, & Ammar, 2015 ; Harris, Mayle, Mabbott, & Napper, 2007 ; Kessels, Harris, Ruiter, & Klein, 2016）、過度の飲酒（e.g., Harris & Napper, 2005 ; Napper, Harris, & Epton, 2009）、性感染症のリスクのある性行為（e.g., Sherman et al., 2000, study 2）、フルーツや野菜の摂取不足（e.g., Epton & Harris, 2008 ; Harris, Brearley, Sheeran, Barker, Klein, Creswell, Levine, & Bond, 2014）など、様々な健康リスク行動において確認されている。

しかし、それらの研究の多くは欧米文化圏での研究であり、日本ではほとんど検討が行われてこなかった。自己肯定化が個人の健康行動の改善に結びつくのであれば、日本でも同様の効果がみられるかを検討することは、重要な課題であると考えられる。このような観点から、下田・大久保 (2015) は、本研究に先駆け、自己肯定化が健康リスク情報の受容に及ぼす効果について日本人を対象とした検討を行っている。しかし、必ずしも先行研究通りの結果は示されず、自己肯定化の効果を示す十分な結果は得られていない。その理由として、自己肯定化の操作がうまく効いていなかったことなど、いくつか的方法的な問題点も考えられる。そこで、本研究では、先行研究をもとに、再度、自己肯定化が健康リスク情報の受容に及ぼす効果について検討を行う²⁾。

本研究の概要

上述したように本研究では、自己肯定化が健康リスク情報の受容に及ぼす効果について検討を行う。具体的には、先行研究 (e.g., Sherman et al., 2000; 下田・大久保, 2015) に基づき、実験参加者に自己肯定化課題を行わせた後、健康リスク情報に関する記事を提示し、その内容の評定を求める方法を用いて検討する。

本研究では、健康リスク情報として、先行研究を参考に、カフェイン摂取と健康リスクに関する内容を用いる。実際、過度のカフェイン摂取が健康を害するという情報は、インターネットやテレビなどの一部のメディアで報道されており、実験参加者にとってもある程度リアリティの高い情報であると考えられる。そのため、実験刺激として適切であると考え、本研究でもこの内容を用いることにした。ただし、本研究では、カフェイン摂取と健康リスクに関するインターネット上の複数のサイトの情報を参考にして、ある程度脅威が高まりやすい内容になるように (架空の) 記事を作成し、実験刺激として用いた。

また、従属変数は記事内容の評定を求める形で、健康リスク情報の受容の程度を測定する。具体的には、「自己関与度」、「熟慮傾向」、「記事の説得力」、「行動改善意図」を従属変数とする。「自己関与度」は、記事内容が自分自身と関連があると考える程度である。先行研究では、健康リスク情報によって脅威が高まっている人ほど、自己関与度を低く報告する傾向があることが示されている (e.g., Griffin & Harris, 2011; Harris et al., 2007)。「熟慮傾向」は、記事内容について熟慮した程度である。先行研究では、健康リスク情報によって脅威が高まっている人ほど、熟慮傾向を低く報告する傾向があることが示されている (e.g., Griffin & Harris, 2011; Napper et al., 2009)。「記事の説得力」は、記事内容が妥当であると考える程度である。先行研究では、健康リスク情報によって脅威が高まっている人ほど、記事の説得力を低く報告する傾向があることが示されている (e.g., Harris & Napper, 2005)。「行動改善意図」は、記事内容を読んで自分の健康リスク行動を改善しようとする程度である。先行研究では、健康リスク情報によって脅威が高まっている人ほど、行動改善意図を低く報告する傾向があることが示されている (e.g., Harris & Napper, 2005; Sherman et al., 2000)。このように、健康リスク情報によって自己価値への脅威が高まっている場合、自己防衛反応として、これら4つの

従属変数の値（i.e., 健康リスク情報を受容する程度）は低まると考えられる。しかし、事前に自己肯定化を行った場合には、自己防衛反応が低減されるため、（自己肯定化を行わなかった場合と比べ）これら4つの従属変数の値は高まると考えられる。ただし、当該の健康リスク行動を行っている程度が高い人ほど、健康リスク情報によって脅威が高まるため、自己防衛反応が生じやすい傾向にあると考えられる。そのため、自己肯定化の効果は、特に、当該の健康リスク行動を行っている程度が高い人でみられると考えられる。

以上のことから、本研究では、次の作業仮説を立てて検討を行う。自己肯定化した実験参加者は、自己肯定化していない実験参加者と比べ、健康リスク情報（カフェイン摂取に関する健康リスク情報）を受容する程度、すなわち、「自己関与度」、「熟慮傾向」、「記事の説得力」、「行動改善意図」を高く報告すると予測される。特に、この傾向は、当該の健康リスク行動を行っている程度が高い実験参加者（すなわち、普段のカフェイン摂取量が多い実験参加者）で示されると予測される。

研究1

方法

実験参加者 大学生129名（男性73名・女性56名、平均年齢19.51歳）を対象に実験を実施した。

実験手続き 実験は大学の講義時間の一部を利用した質問紙実験形式で行った。「日常生活に関する意識調査」と称し、自己肯定化の操作の条件別（自己肯定化あり vs. 自己肯定化なし）に作成された2種類の質問紙のうちいずれか1つをランダムに配布した。研究への参加は任意であること、回答中に気分が悪くなった場合や途中で辞めなくなった場合には、すぐに回答を中止して良いこと、また研究への不参加や実験途中での回答中止による実験参加者の不利益はないことを参加者に伝えた上で、研究参加に同意する場合のみ質問紙に回答するように求めた。また、質問紙への回答は、必ず1ページ目から順番に行うように教示した。全員の回答が終了し、質問紙を回収した後、本研究の真の目的について説明し、デブリーフィングを行った。

質問紙構成 (1) **カフェイン摂取量の測定** 最初に、コーヒー、紅茶、エナジードリンクのそれぞれに対し、「普段どのくらいよく飲んでいるか」について、「0. 全く飲んでいない」から「3. とてもよく飲んでいる」までの4件法で回答を求めた³⁾。次に、「コーヒーなどのカフェインが多く含まれる飲料を普段どの程度飲んでいるか」について回答を求めた。項目は、「普段、カフェインが多く入った飲みものをよく飲んでいる」、「まわりの人たちよりもカフェインの摂取量が多いと思う」、「カフェインが多く入った飲みものを飲む機会が多い」の3項目で構成され、それぞれ「1. あてはまらない」から「7. あてはまる」までの7件法で回答を求めた。(2) **自己肯定化の操作** 先行研究（e.g., Sherman et al., 2000）をもとに、自己肯定化の操作を行った。自己肯定化あり条件の参加者には、9種類の自己価値関連領域の事柄（e.g., 「コミュニケーション能力」、「知的能力」、「運動能力」）のリストを提示し、それぞれの事柄について「個人的に大切にしている」順に順位をつけるように求めた。そして、1位をつけた事柄について「それを個人的に大切にしている理由」について可能な限り具体的に

記入するように求めた。一方、自己肯定化なし条件の参加者には、9種類の文房具名(e.g.,「シャープペンシル」、「消しゴム」、「ノート」)のリストを提示し、それぞれの文房具について、「個人的によく使っている」順に順位をつけるように求めた。そして、1位をつけた文房具について、「それを個人的によく使っている理由」について可能な限り具体的に記入するように求めた。(3) **健康リスク情報の提示** 「カフェイン摂取と健康に関する研究報告への意見調査」と称して、「カフェイン摂取が個人の健康に及ぼす影響」に関する内容について記載された架空の記事を提示した。記事は、急性、慢性カフェイン中毒症状などのカフェイン摂取による健康被害に対して注意喚起するような内容で構成されていた。(4) **従属変数の測定** 提示された健康リスク情報の受容の程度を測定するために、「提示した記事内容に対する自分自身の考えとして、各項目にどの程度あてはまるか」について7件法(「1. 全くそう思わない」から「7. とてもそう思う」)で回答を求めた。項目は、先行研究を参考に、自己関与度を表す2項目(「この記事の内容は、自分にとって重要な内容だった。」、「この記事の内容は、自分にはあまり関係のない内容だった(逆転項目)。」)、熟慮傾向を表す2項目(「この記事を読んで、カフェインの危険性について深く考えた。」、「この記事を読んで、カフェイン摂取と健康についてよく考えた。」)、記事の説得力を表す2項目(「この記事の内容は、説得力があると思った。」、「この記事の内容は、あまり信頼できないと思った(逆転項目)。」)、行動改善意図を表す2項目(「今後、実際に普段のカフェイン摂取量を減らそうと思った。」、「自分自身は普段のカフェインの摂取量を減らす必要はないと思った(逆転項目)。」)で構成された。(5) **気分評定** 最後に、現在の気分について「-4. 良い」から「+4. 悪い」までの9件法で回答を求めた。

実験終了後、実験参加者全員に対してデブリーフィングを行った。実験内容に関する質問や疑問があるかどうかについては、口頭での確認と、紙面への記入による提出の両方で確認を行った。いずれにおいても、本実験に対する疑問を報告した実験参加者はいなかった。

結果と考察

カフェインの摂取量 「コーヒーなどのカフェインが多く含まれる飲料を普段どの程度飲んでいるか」に関する3項目($\alpha=.94$)の個人内平均値を算出し、「カフェイン摂取量」の指標とした($M=3.93$, $SD=1.81$, 最小値=1, 最大値=7)。自己肯定化の条件によって、カフェイン摂取量に差がみられるかどうかを検討するために、自己肯定化を独立変数、カフェイン摂取量を従属変数として独立したサンプルの t 検定を行った。その結果、自己肯定化の条件によるカフェイン摂取量に有意差はみられなかった(自己肯定化あり: $M=3.98$, $SD=1.87$; 自己肯定化なし: $M=3.88$, $SD=1.76$, $t(127)=0.31$, $ns.$, $d=0.05$, $95\%CI[-0.73, 0.53]$)。この結果から、自己肯定化の条件によって実験参加者のカフェイン摂取量は異ならないと解釈した。

気分評定 自己肯定化が実験参加者の気分の変動に影響していたかどうかを検討するために、自己肯定化の条件を独立変数、気分評定を従属変数として、独立したサンプルの t 検定を行った。その結果、自己肯定化の条件による気分評定に有意差はみられなかった(自己肯定化あり: $M=0.83$, SD

Table 1. 各従属変数における自己肯定化の条件ごとの平均値と標準偏差（研究1）

従属変数	自己肯定化あり (<i>n</i> = 60)		自己肯定化なし (<i>n</i> = 69)		全体 (<i>n</i> = 129)		<i>F</i> 値	
	平均値	(標準偏差)	平均値	(標準偏差)	平均値	(標準偏差)		
自己関与度	4.48	(1.64)	4.57	(1.58)	4.53	(1.60)	0.20	<i>ns.</i>
熟慮傾向	4.97	(1.35)	4.71	(1.45)	4.83	(1.41)	0.97	<i>ns.</i>
記事の説得力	4.58	(1.32)	4.42	(1.36)	4.50	(1.34)	0.45	<i>ns.</i>
行動改善意図	3.88	(1.60)	3.81	(1.72)	3.84	(1.66)	0.02	<i>ns.</i>

注：*F* 値は仮説の検証の分析における自己肯定化の主効果の値を示す。

= 1.92；自己肯定化なし： $M = 0.42$, $SD = 2.12$, $t(127) = 1.15$, *ns.*, $d = 0.20$, 95%CI[−1.12, 0.30]。この結果から、自己肯定化の操作による気分への影響はみられなかったと解釈した。

仮説の検証（自己肯定化が健康リスク情報の受容に及ぼす影響） まず、従属変数における逆転項目の数値を逆転した上で、自己関与度2項目 ($r = .75$, $p < .001$, 95%CI[.66, .82])、熟慮傾向2項目 ($r = .85$, $p < .001$, 95%CI[.80, .89])、記事の説得力2項目 ($r = .66$, $p < .001$, 95%CI[.55, .75])、行動改善意図2項目 ($r = .69$, $p < .001$, 95%CI[.59, .77]) のそれぞれについて、個人内平均値を算出し、各変数の指標とした（Table 1 に全体および条件ごとの平均値を示す）。また、カフェイン摂取量を平均値により中心化し、さらに、自己肯定化の条件（自己肯定化あり条件 = +1、自己肯定化なし条件 = −1）との交互作用項を算出した。そして、自己肯定化が健康リスク情報の受容に及ぼす影響について検討するために、各変数をそれぞれ従属変数とし、自己肯定化（あり vs. なし）、カフェイン摂取量（連続量：中心化した値）および、それら交互作用項を独立変数とした一般線形モデルによる分析を行った。結果は、従属変数ごとに記述する。(1) **自己関与度** カフェイン摂取量の主効果が有意であった ($F(1, 125) = 23.75$, $p < .001$, $\eta_p^2 = 0.16$)。この結果は、カフェイン摂取量高群（平均+1 SD ：予測値=5.16）のほうが、低群（平均−1 SD ：予測値=3.89）と比べ、自己関与度が高いことを示していた。(2) **熟慮傾向** 有意な主効果および交互作用は示されなかった ($F_s(1, 125) < 1.23$, *ns.*, $\eta_p^2 s < 0.01$)。(3) **記事の説得力** 有意な主効果および交互作用は示されなかった ($F_s(1, 125) < 0.45$, *ns.*, $\eta_p^2 s < 0.01$)。(4) **行動改善意図** カフェイン摂取量の主効果が有意であった ($F(1, 125) = 9.47$, $p < .01$, $\eta_p^2 = 0.07$)。カフェイン摂取量の主効果は、カフェイン摂取量高群（平均+1 SD ：予測値=4.28）のほうが、低群（平均−1 SD ：予測値=3.40）と比べ、行動改善意図が高いことを示していた。

以上のように、本研究の結果、いずれの従属変数に対しても、自己肯定化に関する有意な効果はみられなかった。自己肯定化の効果が示されなかった理由として、自己肯定化を行うために用いた手法が、本研究の実験参加者には、必ずしも適切ではなかった可能性が考えられる。本研究で使った自己肯定化の手法は、先行研究において、十分な効果が示されているが、それら先行研究のほとんどは、欧米文化圏の実験参加者を対象とした研究である。自己肯定化は、全般的な自己価値の感覚を維

持、回復する手法であるが、その全般的な自己価値の感覚を構成する自己価値の基準は、少なからず文化によって異なる面があると考えられる。そのため、欧米文化圏で効果のあった自己肯定化の手法であっても、本研究の実験参加者には十分な効果がみられなかった可能性も考えられる。そこで、研究2では、自己肯定化の手法を変えて、再度検討を行う。

研究2

方法

実験参加者 大学生127名（男性80名・女性47名、平均年齢19.54歳）を対象に実験を実施した。

実験手続き 自己肯定化の操作の手法を変更し、研究1と同様の手続きによって実験を行った。研究2では、自己肯定化の操作として、まず、実験参加者に、一般的に価値のある重要な特性や能力を表す60種類の事柄（e.g., 「優しい」、「責任感が強い」、「知性的」、「決断力がある」、「運動の能力が高い」）のリストを提示した。自己肯定化あり条件の実験参加者には、「リストを参考に、自分の長所として最もあてはまるものを1つ記入」するように求めた。そして、「記入した事柄を長所として選んだ理由」について可能な限り具体的に記入するように教示した。一方、自己肯定化なし条件の実験参加者には、「リストを参考に、一般的に多くの人が長所として挙げるものとして最もあてはまるようなものを1つ記入」するように求めた。そして、「記入した事柄を一般的に多くの人が長所として挙げるものとして選んだ理由」について可能な限り具体的に記入するように教示した。

研究1の自己肯定化の操作との主な変更点は、リストで提示される自己価値関連領域の事柄の種類を増やしたことである。より多くの事柄を例示することで、文化的な要因にかかわらず、各実験参加者の自己価値関連領域の事柄が、明確に想起されやすくなると考え、このような変更を行った。また、研究1では、自己価値関連領域の事柄の順位づけを求めたが、60種類の事柄に順位づけすることは困難であるため、各条件において最もあてはまるものについてリストを参考に1つ記入する方法に変更した。

結果と考察

カフェインの摂取量 研究1と同様に、「コーヒーなどのカフェインが多く含まれる飲料を普段どの程度飲んでいるか」に関する3項目（ $\alpha = .94$ ）の個人内平均値を算出し、「カフェイン摂取量」の指標とした（ $M = 4.02$, $SD = 1.76$, 最小値 = 1, 最大値 = 7）。また、自己肯定化の条件によるカフェイン摂取量に有意差はみられなかった（自己肯定化あり： $M = 3.80$, $SD = 1.71$ ；自己肯定化なし： $M = 4.24$, $SD = 1.79$, $t(125) = 1.43$, $ns.$, $d = 0.08$, $95\%CI[-1.06, 0.17]$ ）。

気分評定 研究1と同様に、自己肯定化の条件による気分評定に有意差はみられなかった（自己肯定化あり： $M = -0.03$, $SD = 2.06$ ；自己肯定化なし： $M = 0.45$, $SD = 1.86$, $t(125) = 1.38$, $ns.$, $d = 0.24$, $95\%CI[-1.17, 0.21]$ ）。

Table 2. 各従属変数における自己肯定化の条件ごとの平均値と標準偏差（研究2）

従属変数	自己肯定化あり (<i>n</i> = 62)		自己肯定化なし (<i>n</i> = 65)		全体 (<i>n</i> = 127)		<i>F</i> 値	
	平均値	(標準偏差)	平均値	(標準偏差)	平均値	(標準偏差)		
自己関与度	4.60	(1.67)	4.55	(1.52)	4.57	(1.59)	1.43	<i>ns.</i>
熟慮傾向	5.38	(1.30)	4.78	(1.45)	5.07	(1.41)	6.85	**
記事の説得力	4.66	(1.23)	4.48	(1.13)	4.57	(1.18)	0.18	<i>ns.</i>
行動改善意図	4.04	(1.70)	3.58	(1.61)	3.80	(1.67)	3.51	†

注：*F* 値は仮説の検証の分析における自己肯定化の主効果の値を示す。† $p < .10$, ** $p < .01$.

仮説の検証(自己肯定化が健康リスク情報の受容に及ぼす影響) 研究1と同様に、従属変数における逆転項目の数値を逆転した上で、自己関与度2項目 ($r = .68$, $p < .001$, 95%CI[.58, .76])、熟慮傾向2項目 ($r = .92$, $p < .001$, 95%CI[.89, .94])、記事の説得力2項目 ($r = .63$, $p < .001$, 95%CI[.51, .72])、行動改善意図2項目 ($r = .73$, $p < .001$, 95%CI[.63, .80]) のそれぞれについて、個人内平均値を算出し、各変数の指標とした(Table 2に全体および条件ごとの平均値を示す)。また、カフェイン摂取量を平均値により中心化し、さらに、自己肯定化の条件(自己肯定化あり条件 = +1、自己肯定化なし条件 = -1)との交互作用項を算出した。そして、自己肯定化が健康リスク情報の受容に及ぼす影響について検討するために、各変数を従属変数とし、自己肯定化(あり vs. なし)、カフェイン摂取量(連続量: 中心化した値)および、それら交互作用項を独立変数とした一般線形モデルによる分析を行った。結果は、従属変数ごとに記述する。(1) **自己関与度** カフェイン摂取量の主効果が有意であった ($F(1, 123) = 63.22$, $p < .001$, $\eta_p^2 = 0.34$)。この結果は、カフェイン摂取量高群(平均+1 *SD*: 予測値=5.53)のほうが、低群(平均-1 *SD*: 予測値=3.66)と比べ、自己関与度が高いことを示していた。(2) **熟慮傾向** 自己肯定化の主効果が有意であった ($F(1, 123) = 6.85$, $p < .01$, $\eta_p^2 = 0.05$)。この結果は、自己肯定化なし条件 ($M = 4.78$, $SD = 1.45$) よりも自己肯定化あり条件 ($M = 5.38$, $SD = 1.30$) で、熟慮傾向が高いことを示していた。(3) **記事の説得力** カフェイン摂取量の主効果が有意であった ($F(1, 123) = 15.10$, $p < .001$, $\eta_p^2 = 0.11$)。この結果は、カフェイン摂取量高群(平均+1 *SD*: 予測値=4.16)のほうが、低群(平均-1 *SD*: 予測値=4.95)と比べ、記事の説得力の評定が低いことを示していた。(4) **行動改善意図** カフェイン摂取量の主効果が有意であった ($F(1, 123) = 5.03$, $p < .05$, $\eta_p^2 = 0.04$)。この結果は、カフェイン摂取量高群(平均+1 *SD*: 予測値=4.11)のほうが、低群(平均-1 *SD*: 予測値=3.46)と比べ、行動改善意図が高いことを示していた。また、自己肯定化の主効果の有意傾向が認められた ($F(1, 123) = 3.51$, $p = .06$, $\eta_p^2 = 0.03$)。この結果は、自己肯定化なし条件 ($M = 3.58$, $SD = 1.61$) よりも自己肯定化あり条件 ($M = 4.04$, $SD = 1.70$) で、行動改善意図が高いことを示唆していた。

以上のように、研究2では、「熟慮傾向」および「行動改善意図」の従属変数において、自己肯定

化の主効果が認められた。これらの結果は、自己肯定化した実験参加者は、自己肯定化しなかった実験参加者と比べ、健康リスク情報を「より深く考え」、「健康リスク行動を改善する意図を高めた」ことを示していた。すなわち、これらは自己肯定化によって健康リスク情報を受容する傾向が高まったことを示唆しており、仮説を一部支持する結果である。このように研究1で示されなかった自己肯定化の効果が、研究2で一部示されたのは、自己肯定化の操作の方法を変えたことに起因するかもしれない。

しかしながら、カフェイン摂取量と自己肯定化の有意な交互作用は示されなかった。この結果は、実験参加者の普段のカフェイン摂取量にかかわらず、自己肯定化の効果がみられたことを示している。これは先行研究(Sherman et al., 2000)や本研究の仮説とは異なる結果である。先行研究では、健康リスク行動を行っている程度の個人差と自己肯定化との有意な交互作用が示されており、健康リスク行動を行っている程度が高い人で自己肯定化の効果がみられている。その理由は、健康リスク行動を行っている程度が高い人は、そうではない人よりも、健康リスク情報によって自己価値への脅威が高まるため、自己防衛反応が生じやすいと考えられるからである。すなわち、自己防衛反応を低減する手法である自己肯定化は、健康リスク行動を行っている程度が高い人に対して、より効果がみられると考えられる。そのため、本研究では、「健康リスク行動を行っている程度が高いほど、当該の健康リスク情報によって、自己価値への脅威が高まり、自己防衛反応として、その情報を受容しない」という一連のプロセスを十分に捉えることができていなかった可能性も考えられる。

このように研究2では、研究1の自己肯定化の操作の方法を変更し、再度、検討を行った結果、一部の従属変数において自己肯定化の主効果が示された。しかし、健康リスク行動を行っている程度の個人差と自己肯定化の交互作用は示されず、先行研究と一致する結果は示されなかった。このような結果が得られた理由として、本研究におけるいくつかの方法的な問題点が挙げられる。これらについては、次の総合考察で議論する。

総合考察

本研究は、自己肯定化が健康リスク情報の受容に及ぼす効果について検討を行った。その結果、研究1では、自己肯定化に関する有意な効果は示されなかった。そこで、研究2では、自己肯定化の操作の手法を変更し、再度検討を行った。その結果、一部の従属変数において、自己肯定化の有意な効果がみられた。すなわち、自己肯定化した実験参加者は、自己肯定化しなかった実験参加者と比べ、健康リスクに関する記事内容を熟慮する傾向や健康行動を改善する意図が高まることが示された。この結果は、仮説を一部支持する結果であった。しかし、本研究の仮説とは異なり、健康リスク行動を行っている程度の個人差(i.e., カフェイン摂取量)と自己肯定化の有意な交互作用は示されなかった。これらの結果から、本研究では、自己肯定化が自己価値への脅威による自己防衛反応を低減したと明確に結論づけることはできない。

ここでは、総合考察として、本研究の問題点と今後の展望について述べる。まず、本研究の問題点

として、「健康リスク行動を行っている程度が高いほど、当該の健康リスク情報によって、自己価値への脅威が高まり、自己防衛反応として、その情報を受容しない」という一連のプロセスを十分に捉えることができなかった点が挙げられる。先に述べたように、Sherman et al.(2000, study 1) では、自己肯定化を行わなかった統制条件において、普段コーヒーを全く飲まない実験参加者と比べ、コーヒーを多く飲んでいる実験参加者のほうが、カフェイン摂取に関する健康リスク情報を受容する傾向が低いことが示されている。もし本研究においても同様の結果が示されるとすれば、自己肯定化なし条件において、カフェイン摂取量 (i.e., 健康リスク行動を行っている程度) が高い人ほど、記事の評定に関する従属変数 (i.e., 健康リスク情報を受容する程度: 「自己関与度」、「熟慮傾向」、「記事の説得力」、「行動改善意図」) の評定値が低くなるはずである。すなわち、カフェイン摂取量と自己肯定化条件の交互作用がみられ、自己肯定化なし条件におけるカフェイン摂取量の有意な単純主効果が示されるはずである。しかし、研究1、研究2ともに、そのような結果は示されなかった。

このように先行研究とは異なる結果が得られた理由の1つとして、本研究では、先行研究と比べ、当該の健康リスク行動を行っている程度が高い実験参加者、すなわち、カフェイン摂取量の程度が高い実験参加者が相対的に少なかった可能性が挙げられる。例えば、Sherman et al.(2000) は、過度に健康リスク行動を行っている実験参加者 (普段コーヒーを多く飲んでいる人) と、全く行っていない実験参加者 (普段コーヒーを全く飲んでいない人) をスクリーニングした上で、それら実験参加者を比較対象とした実験を行っている。本研究では、そのような手続きを行っていないため、先行研究と比べると、健康リスク行動を行っている程度が高い実験参加者の割合が少なかったと考えられる。そのため、健康リスク情報によって脅威が高まった実験参加者の割合も少なくなり、先行研究とは異なる結果が得られたのかもしれない。今後は、先行研究と同様に、事前に実験参加者をスクリーニングすることや、健康リスク情報の題材として、当該の健康リスク行動を行っている程度が高い人の割合が比較的多い内容を用いて検討する必要がある。

また、より効果的な自己肯定化の手法について検討することも重要である。研究1では、先行研究でよく用いられている自己肯定化の手法を用いて実験を行ったが、自己肯定化の効果は示されなかった。そのため、研究2では、自己肯定化の手法を変更して再度検討を行った。主な変更点として、実験参加者に提示する自己価値関連領域のリストを、9種類から、60種類に増やし、その内容もより具体的な事柄に変更した。その結果、一部の従属変数において自己肯定化の効果が示された。このように一部ではあるが、自己肯定化の効果が示された理由として、自己価値関連領域のリストを60種類の具体的な事柄に変更したことで、実験参加者が自己価値についてより容易に考えやすくなったことが挙げられる。これらの結果から、必ずしも先行研究通りの手法を用いるだけでなく、今後は、実験参加者の特性や実験環境などを考慮して、より効果的な自己肯定化の手法を検討することも重要であることが示唆される。特に、自己価値の基準は、文化的に規定されるという点を考慮して検討する必要があると考えられる。例えば、Hoshino-Browne, Zanna, Spencer, Zanna, Kitayama, & Lackenbauer (2005) は、文化的自己観 (e.g., Markus & Kitayama, 1991) の観点から、2種類の自己肯定化の手法

を作成し、自己肯定化が自由選択パラダイムにおける認知的不協和の低減に及ぼす効果について検討を行っている。その2種類の自己肯定化とは、相互独立的自己肯定化 (independent self-affirmation) と相互協調的自己肯定化 (interdependent self-affirmation) である。相互独立的自己肯定化は、相互独立的自己観が高い人々 (欧米人) にとって、文化的に重要な自己価値 (自己概念) である自分自身の独立性 (independence) や独自性 (uniqueness) を顕現化することに特化した手法である。具体的には、6種類の自己価値関連領域の事柄が記載されたリストの中から、「個人的に最も重要な事柄」を選択させ、「その選択した価値が自分自身の独自性をどのように表しているか」について記述を求める方法を用いている。一方、相互協調的自己肯定化は、相互協調的自己観が高い人々 (東アジア人) にとって、文化的に重要な自己価値である他者とのつながりや所属感を顕現化することに特化した手法である。具体的には、6種類の自己価値関連領域の事柄が記載されたリストの中から、「自分自身と自分の家族とともに、最も重要な事柄」を選択させ、「その選択した価値をなぜ家族と共有しているのか」について記述を求める方法を用いている。Hoshino-Browne et al. (2005) は、これら2種類の自己肯定化が、自由選択パラダイムにおける認知的不協和の低減に及ぼす効果について検討し、相互協調的自己肯定化は、ヨーロッパ系カナダ人よりもアジア系カナダ人の実験参加者で有効であることを明らかにしている。この結果は、効果的な自己肯定化の手法を検討する上で、文化的な要因を考慮する必要性があることを示している。今後は、これら先行研究の知見を参考に、日本でのより効果的な自己肯定化の手法を開発、検討することも重要な課題であると考えられる。

注

- 1) self-integrity は、「自己完全性」または「自己統合性」と訳されることもあるが、本稿では、個人の特定の側面の自己価値からなる包括的な感覚という点をわかりやすくするため、「全般的な自己価値」とした。
- 2) 下田・大久保 (2015) では、自己肯定化が健康リスク情報の受容に及ぼす効果について、実験参加者の特性自尊心を含めた検討を行っている。しかし、自己肯定化が健康リスク情報の受容に及ぼす効果について検討した他の先行研究では、特性自尊心の効果については検討されておらず、また、特性自尊心の要因を含めることで、結果の解釈が複雑となるため、本研究では、特性自尊心の要因については検討しなかった。
- 3) 研究1、研究2ともに、コーヒー、紅茶、エナジードリンクのそれぞれに対して「普段どのくらいよく飲んでいるか」を測定した3項目は分析に用いなかった。しかし、補足的に、これら3項目の個人内平均値を本研究で用いたカフェイン摂取量の測度の代わりとして分析に使用した場合でも、ほぼ同じ結果が得られている。なお、この3項目の個人内平均値と本研究で用いたカフェイン摂取量の測度との間には高い正の相関がみられている (研究1 : $r = .71$, $p < .001$; 研究2 : $r = .78$, $p < .001$)。

引用文献

- Armitage, C. J., Harris, P.R., Hepton, G., & Napper, L. (2008). Self-affirmation increases acceptance of health-risk information among UK adult smokers with low socioeconomic status. *Psychology of Addictive Behaviors*, 22, 88-95.
- Cohen, G. L. & Sherman, D. K. (2014). The psychology of change : Self-affirmation and social psychological intervention.

- Annual Review of Psychology*, 65, 333-371.
- DiBello, A. M., Neighbors, C., & Ammar, J. (2015). Self-affirmation theory and cigarette smoking warning images. *Addictive Behaviors*, 41, 87-96.
- Epton, T., & Harris, P. R. (2008). Self-affirmation promotes health behavior change. *Health Psychology*, 27, 746-752.
- Fein, S. & Spencer, S. J. (1997). Prejudice as self-image maintenance : Affirming the self through derogating others. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 31-44.
- Festinger, L. (1957). *A theory of cognitive dissonance*. Evanston, IL : Row, Peterson and Company.
- (フェスティンガー, L. 末永 俊郎 (監訳) (1965). 認知的不協和の理論—社会心理学序説— 誠信書房)
- Gibbons, F. X., & Gerrard, M. (1991). Downward social comparison and coping with threat. In J. M. Suls, & T. A. Wills (Eds.), *Social comparison : Contemporary theory and research* (pp. 317-345). Hillsdale : Erlbaum.
- Gibbons, F. X., & McCoy, S. B. (1991). Self-esteem, similarity, and reactions to active versus passive downward comparison. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60, 414-424.
- Griffin, D. W., & Harris, P. R. (2011). Calibrating the response to health warnings : Limiting both overreaction and underreaction with self-affirmation. *Psychological Science*, 22, 572-578.
- Harris, P. R., Brearley, I., Sheeran, P., Barker, M., Klein, W. M., Creswell, J. D., Levine, J. M., & Bond, R. (2014). Combining self-affirmation with implementation intentions to promote fruit and vegetable consumption. *Health Psychology*, 33, 729-736.
- Harris, P. R., & Epton, T. (2009). The impact of self-affirmation on health cognition, health behaviour and other health-related responses : A narrative review. *Social and Personality Psychology Compass*, 3, 962-978.
- Harris, P. R. & Epton, T. (2010). The impact of self-affirmation on health-related cognition and health behaviour : Issues and prospects. *Social and Personality Psychology Compass*, 4, 439-454.
- Harris, P. R., Mayle, K., Mabbott, L., & Napper, L. (2007). Self-affirmation reduces smokers' defensiveness to graphic on-pack cigarette warning labels. *Health Psychology*, 26, 437-446.
- Harris, P. R., & Napper, L. (2005). Self-affirmation and the biased processing of threatening health-risk information. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 31, 1250-1263.
- Hoshino-Browne, E., Zanna, A. S., Spencer, S. J., Zanna, M. P., Kitayama, S., & Lackenbauer, S. (2005). On the cultural guises of cognitive dissonance : The case of Easterners and Westerners. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89, 294-310.
- Janis, I. L., & Terwilliger, R. F. (1962). An experimental study of psychological resistance to fear arousing communications. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 65, 403-410.
- Kessels, L. T. E., Harris, P. R., Ruiter, R. A. C., & Klein, W. M. P. (2016). Attentional effects of self-affirmation in response to graphic antismoking images. *Health Psychology*, 35, 891-897.
- Kunda, Z. (1987). Motivated inference : Self-serving generation and evaluation of causal theories. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53, 636-647.
- Lieberman, A. & Chaiken, S. (1992). Defensive processing of personally relevant health messages. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 18, 669-679.
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self : Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98, 224-253.

- McQueen, A., & Klein, W. M. P. (2006). Experimental manipulations of self-affirmation : A systematic review. *Self and Identity*, 5, 289-354.
- Napper, L., Harris, P. R., & Epton, T. (2009). Developing and testing a self-affirmation manipulation. *Self and Identity*, 8, 45-62.
- Reed, M. B., & Aspinwall, L. G. (1998). Self-affirmation reduces biased processing of health-risk information. *Motivation and Emotion*, 22, 99-132.
- Rogers, R. W., & Prentice-Dunn, S. (1997). Protection motivation theory. In D. S. Gochman (Ed.), *Handbook of health behavior research* (pp.113-132). New York : Plenum Press.
- Sherman, D. K., & Cohen, G. L. (2006). The psychology of self-defense : Self-affirmation theory. In M. P. Zanna (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (Vol.38, pp.183-242). San Diego : Academic Press.
- Sherman, D. A. K., Nelson, L. D., & Steele, C. M. (2000). Do messages about health risks threaten the self? Increasing the acceptance of threatening health messages via self-affirmation. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 26, 1046-1058.
- 下田 俊介・大久保 暢俊 (2015). 自己肯定化が健康リスク情報の受容に及ぼす効果の検討 日本社会心理学会第56回大会発表論文集, 306.
- Steele, C. M. (1988). The psychology of self-affirmation : Sustaining the integrity of the self. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (Vol.21, pp.261-302). New York : Academic Press.
- Tesser, A. (1988). Toward a self-evaluation maintenance model of social behavior. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (Vol.21, pp.181-227). New York : Academic Press.
- Tesser, A. & Cornell, D. (1991). On the confluence of self processes. *Journal of Experimental Social Psychology*, 27, 501-526.

[付記]

本研究は JSPS 科研費 JP18K13279の助成を受けたものです。

本研究に関して、開示すべき利益相反関連事項はありません。

【Abstract】

Effect of self-affirmation on the acceptance of threatening health risk information among Japanese people

Shunsuke SHIMODA *

Previous studies have shown that self-affirmation increases the acceptance of threatening health risk information. This study examined whether the same findings would emerge among Japanese people. In Study 1, participants were presented health-risk information regarding caffeine consumption after they affirmed (or not) their self-worth. Then, they were asked to evaluate the information. Results showed that there were no significant effects of self-affirmation on the acceptance of health risk information. In Study 2, we replicated Study 1 by modifying the experimental manipulation of self-affirmation. The results showed that affirmed participants had a higher tendency to accept health-risk information than did non-affirmed participants. However, these effects of self-affirmation were observed regardless of the level of participants' caffeine consumption. This finding was different from those of previous studies. We discussed the limitations of this study and the need for further research to examine the effect of self-affirmation among Japanese people.

Key words : self-affirmation, health-risk information, self-worth, threat, self-protection

本研究は、自己肯定化が健康リスク情報の受容に及ぼす効果について追試的検討を行った。研究1では、実験参加者の普段のカフェイン摂取量を測定した後、自己肯定化の操作を行った。その後、カフェイン摂取と健康リスクに関する架空の記事を提示し、その記事内容を受容する程度を測定した。その結果、自己肯定化に関する有意な効果は示されなかった。そこで、研究2では、自己肯定化の操作の方法を変更し、再度検討を行った。その結果、一部の従属変数において、自己肯定化の有意な効果がみられ、事前に自己肯定化した実験参加者は、自己肯定化しなかった実験参加者と比べ、健康リスクに関する記事内容を熟慮する傾向や健康行動を改善する意図が高まることが示された。しかしながら、先行研究とは異なり、実験参加者のカフェイン摂取量は、自己肯定化の効果を調整しなかった。これらの結果から、本研究の方法的な問題点やより文化的基準に合致した自己肯定化手法を用いる必要性が議論された。

キーワード：自己肯定化、健康リスク情報、自己価値、脅威、自己防衛

* A visiting research fellow of the Institute of Human Sciences at Toyo University